УДК 63.002:658.562

С.М. ХАРАХАШЯН, К.Л. ХУБИЯН, В.П. ДИМИТРОВ

К ВОПРОСУ ОЦЕНКИ РЕЗУЛЬТАТИВНОСТИ И ЭФФЕКТИВНОСТИ ПРОЦЕССА «ТЕХНИЧЕСКОЕ ДИАГНОСТИРОВАНИЕ»

Проведена декомпозиция макропроцесса эксплуатации зерноуборочных комбайнов. Предложены показатели и метод определения результативности и эффективности процесса «техническое диагностирование». Приведены данные по практическому использованию предлагаемого метода.

Ключевые слова: *техническая диагностика, системы менеджмента качества, процессный подход.*

Введение. Системы менеджмента качества (СМК) активно внедряются на предприятиях практически всех отраслей российской экономики. В силу определенных причин (нежелание руководителей заниматься «надуманными» проблемами, чрезвычайное разнообразие и запутанность процессов сельскохозяйственного производства, отсутствие консультационной поддержки и т.д.) наиболее инертным в этом отношении является сельское хозяйство. Налицо проблема отсутствия необходимого обеспечения (методического, информационно-консультационного) процесса разработки и внедрения СМК сельхозпредприятий.

Подход к разработке и внедрению СМК состоит из нескольких этапов, включающих в числе остальных:

- разработку методов измерения результативности и эффективности процессов;
- применение данных этих измерений для определения результативности и эффективности процессов [1].

Проведенная декомпозиция делового процесса сельскохозяйственного предприятия (и центра технического обслуживания сельхозмашин) позволила определить место технического диагностирования как составного элемента процесса «техническая эксплуатация зерноуборочного комбайна» (рис.1).

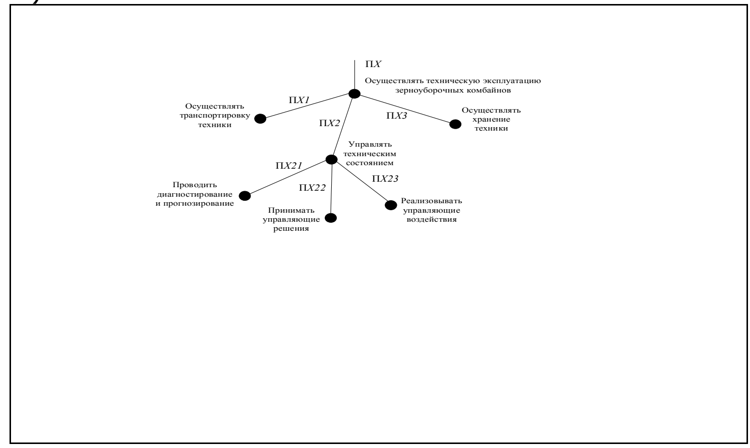


Рис.1. Фрагмент дерева узлов сети процессов сельскохозяйственного предприятия

Разработка универсального метода определения результативности и эффективности технического диагностирования является нерешенной инженерной проблемой.

Показатели результативности и эффективности диагностирования. Для решения поставленной задачи предлагается принять в качестве показателя результативности апостериорную вероятность правильного диагностирования и продолжительность диагностирования в качестве показателя оценки эффективности.

Все дальнейшие рассуждения и предложения основаны на широко распространенном постулате о том, что на момент диагностирования в системе может быть только один неисправный элемент (ошибка монтажа, отклонение значения регулировочного параметра).

Результатом диагностирования машины (техническим диагнозом) может являться одно из следующих заключений:

- машина (агрегат, система) исправна;
- машина (агрегат, система) неисправна (с указанием неисправного элемента, ошибки монтажа либо отклонения значения регулировочного параметра).

Поставленный диагноз может соответствовать действительному техническому состоянию объекта диагностирования (событие «правильное диагностирование»), а может не соответствовать ему (событие «ошибочное диагностирование»).

События «правильное диагностирование» (A) и «ошибочное диагностирование» ($\overline{A}$) противоположные. Следовательно, определить апостериорную вероятность правильного диагностирования $P(A)$ можно по формуле [2]

$$P(A) = 1 - P(\overline{A}), \quad (1)$$

где $P(\overline{A})$ – апостериорная вероятность ошибочного диагностирования.

Представим событие $\overline{A}$ в виде суммы событий B и C. Событие B заключается в признании исправного элемента неисправным либо правильного монтажа ошибочным, либо правильного значения регулировочного параметра неправильным (ошибка диагностирования первого рода). Событие C заключается в признании неисправного элемента исправным либо ошибочного монтажа правильным, либо неправильного значения регулировочного параметра правильным (ошибка диагностирования второго рода). События B и C – совместные, поэтому вероятность события $\overline{A}$ по правилу сложения вероятностей [3]

$$P(\overline{A}) = P(B + C) = P(B) + P(C) - P(BC), \quad (2)$$

где $P(B)$ – вероятность ошибки первого рода; $P(C)$ – вероятность ошибки второго рода; $P(BC)$ – вероятность совместного наступления ошибок первого и второго рода.

В качестве оценки вероятности появления события можно принять относительную частоту W [2]:

$$W = \frac{m}{n}, \quad (3)$$

где m – число появлений события; n – общее число испытаний.

Следовательно, вероятность $P(B)$ определяется формулой

$$P(B) = \frac{m_B}{n}, \quad (4)$$

где m_B – абсолютная частота ошибок первого рода за n опытов (процедур диагностирования).

Вероятность $P(C)$ определяется по формуле

$$P(C) = \frac{m_C}{n}, \quad (5)$$

где m_C – абсолютная частота ошибок второго рода за n опытов.

Вероятность $P(BC)$ определяется по формуле

$$P(BC) = \frac{m_{BC}}{n}, \quad (6)$$

где m_{BC} – абсолютная частота совместного наступления ошибок первого и второго рода за n опытов.

Продолжительность технического диагностирования – интервал времени, необходимый для проведения диагностирования объекта [4]. Предлагается определять продолжительность диагностирования в виде оценки математического ожидания с помощью выборочного среднего.

Практическое применение предлагаемого метода. Метод опробован при сравнительной оценке эффективности систем диагностирования зерноуборочных комбайнов «Дон-1500» с применением экспертной системы (ЭС) и традиционным способом [5].

Опытные данные (таблица) были получены в период проведения уборочных работ в 2007 году в аграрных хозяйствах Мясниковского района Ростовской области. Для исследования были выбраны две группы зерноуборочных комбайнов «Дон-1500» (по 15 машин). Машины группы 1 обслуживались с применением ЭС, машины группы 2 – без использования ЭС. Приведенные данные регистрировались при обслуживании автоматической системы контроля – наиболее сложной подсистемы электрооборудования комбайнов семейства «Дон». Определение продолжительности диагностирования велось с помощью хронометража.

Ошибки и продолжительность
диагностирования по группам 1 и 2

№ п/п	Группа 1			Группа 2		
	Ошибки		Продолжительность диагностирования tд, ч	Ошибки		Продолжительность диагностирования tд, ч
	I рода	II рода		I рода	II рода	
1	-	-	0,28	-	-	1,41
2	-	-	0,18	-	-	0,55
3	-	-	0,33	-	+	1,6
4	-	-	0,37	-	-	0,86
5	-	-	0,35	-	-	0,82
6	-	-	0,53	-	-	1,53
7	-	-	0,4	-	-	2,05

По группе 1 за семь процедур диагностирования не было допущено ни одной ошибки, то есть вероятность правильного диагностирования равна $P_1(A) = 1$. Таким образом, система диагностирования с применением экспертной системы получила максимальную оценку по результативности.

Среднее значение продолжительности технического диагностирования по группе 1 $\bar{x}_1 = 0{,}35$ ч.

По группе 2 за семь процедур диагностирования не было допущено ошибок первого рода и допущена одна ошибка второго рода. Следовательно, вероятности ошибки первого рода и совместного наступления ошибок первого и второго рода равны нулю. Вероятность ошибки второго рода по формуле (5) $P_2(C) = 0{,}14$. Апостериорная вероятность правильного диагностирования в соответствии с (1) $P_2(A) = 0{,}86$.

По полученному значению вероятности правильного диагностирования можно сделать вывод об удовлетворительной результативности системы диагностирования по группе 2.

Среднее значение продолжительности технического диагностирования по группе 2 $\bar{x}_2 = 1{,}26$ ч.

Диаграммы вероятностей правильного диагностирования и средних значений продолжительности диагностирования для групп (систем диагностирования) 1 и 2 показаны на рис.2 и 3.

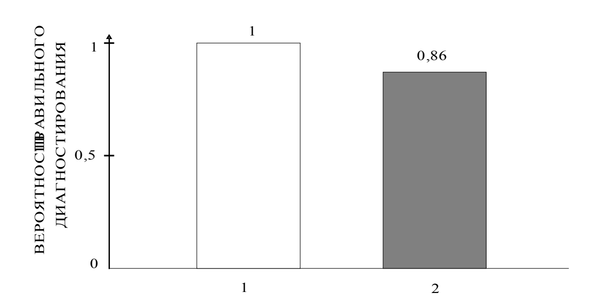


Рис.2. Диаграмма вероятности правильного диагностирования:
1 – с применением ЭС; 2 – без применения ЭС

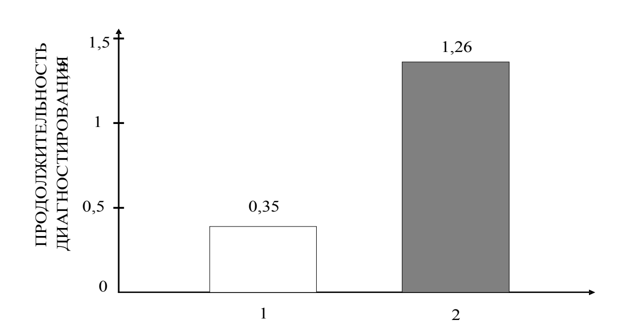


Рис.3. Диаграмма продолжительности технического диагностирования:
1 – с применением ЭС; 2 – без применения ЭС

Для сравнительной оценки продолжительности диагностирования проведена проверка статистической гипотезы о равенстве средних нор-

мальных генеральных совокупностей по группам 1 и 2 (предварительно была проверена гипотеза о соответствии эмпирических распределений нормальному закону).

Рассматриваемая гипотеза имеет вид:

$$H_0 : M(X_1) = M(X_2);$$

$$H_1 : M(X_1) < M(X_2), (\alpha = 0{,}05),$$

то есть на уровне значимости α =0,05 рассматривается нулевая гипотеза о том, что продолжительность технического диагностирования равна для обеих групп. Конкурирующая гипотеза – продолжительность диагностирования по группе 1 меньше, чем по группе 2.

Учитывая, что выборочные средние являются несмещенными оценками генеральных средних, т.е. $M(X_1) = M(\bar{x}_1)$ и $M(X_2) = M(\bar{x}_2)$, нулевую гипотезу можно записать так:

$$H_0 : M(\bar{x}_1) = M(\bar{x}_2).$$

В качестве критерия проверки нулевой гипотезы применяется следующая величина [2]:

$$Z = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sigma(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{D(\bar{x}_1) + D(\bar{x}_2)}}.$$

Рассчитанное значение критерия $Z_{набл} = -1{,}68$, а критическая точка $z_{кр} = 1{,}64$, то есть $Z_{набл} < -z_{кр}$, поэтому нулевая гипотеза отвергается. На уровне значимости 0,05 можно утверждать, что продолжительность диагностирования по группе 1 меньше, чем по группе 2.

Проведенная оценка показала, что продолжительность диагностирования по группе 1 более чем в 3,5 раза меньше, чем по группе 2.

Заключение. Предложенные показатели результативности: апостериорная вероятность правильного диагностирования и эффективности и продолжительность диагностирования - позволяют объективно оценить качество процесса диагностирования и могут использоваться при оценке эффективности систем технического диагностирования машин. Приведенный метод определения апостериорной вероятности правильного диагностирования основан на базовых законах и правилах теории вероятностей и позволяет достаточно просто определить результативность диагностирования. По уменьшению затрат времени на поиск неисправностей (продолжительности диагностирования) можно рассчитать экономическую эффективность новых систем диагностирования.

Библиографический список

1. ГОСТ Р ИСО 9000-2001. Системы менеджмента качества. Основные положения и словарь. – М.: ИПК «Изд-во стандартов», 2001. – 30 с.

2. *Гмурман В.Е.* Теория вероятностей и математическая статистика: учеб. пособие для втузов. / В.Е. Гмурман. Изд. 5-е, перераб. и доп. – М.: Высшая школа, 1977. – 479 с.: ил.

3. *Ниворожкина Л.И.* Основы статистики с элементами теории вероятностей для экономистов: Руководство для решения задач. /Л.И. Ниворожкина, З.А.Морозова, И.А.Герасимова, И.В.Житников. – Ростов н/Д: Феникс, 1999. – 320 с.: ил.

4. ГОСТ 20911-89. Техническая диагностика. Термины и определения. – М.: Госстандарт СССР: Изд-во стандартов, 1990. – 13 с.

5. *Димитров В.П.* Теоретические и прикладные аспекты разработки экспертных систем для технического обслуживания машин. /В.П. Димитров, Л.В. Борисова. – Ростов н/Д: Издательский центр ДГТУ, 2007. – 202 с.: ил.

Материал поступил в редакцию 20.10.08.

S.M. KHARAKHASHYAN, K.L. KHUBIYAN, V.P. DIMITROV

THE PROCESS'S «TECHNICAL DIAGNOSIS» EFFECTIVENESS AND EFFICIENCY DEFINING

The macroprocess's decomposition of the combine exploitation is carried out. The indexes and the process's «technical diagnosis» effectiveness and efficiency defining method are offered. The offering method's practical using data is adduced.

ДИМИТРОВ Валерий Петрович (р.1953), заведующий кафедрой «Управление качеством» ДГТУ, доктор технических наук (2002), профессор. Окончил Ростовский-на-Дону институт сельхозмашиностроения (ныне ДГТУ) (1975).
Сфера научных интересов: системы информационного обеспечения жизненного цикла продукции, экспертные системы, техническое обслуживание машин.
Имеет 307 научных публикаций (в том числе 27 учебных пособий и монографий).
vdimitrov@dstu.edu.ru

ХАРАХАШЯН Сергей Мартиросович (р.1986), аспирант кафедры «Управление качеством» ДГТУ. Окончил ДГТУ (2008).
Имеет 5 опубликованных работ.

ХУБИЯН Капрел Луспаронович (р.1972), доцент кафедры «Управление качеством», кандидат технических наук (2002) ДГТУ. Окончил Ростовскую-на-Дону государственную академию сельхозмашиностроения (1995).
Имеет 25 опубликованных работ.